

是谁加剧了知情交易？*

——基于股改前后EKOP模型的实证检验

蔡庆丰 陈 娇 郝 凯

摘要:本文从2004年至2009年间股票分笔成交高频数据中挑选出640个股票样本进行研究,运用经典的EKOP模型估计出股票的知情交易概率,在此基础上运用分位数回归分析的方法检验了基金持股、高管持股以及公司其他特征对知情交易概率的影响,实证研究发现:基金持股和高管持股对股票的知情交易概率具有显著影响,会加剧知情交易;上市公司在股改期间存在着较大的知情交易概率,而股权分置改革之后,中国股票市场的知情交易水平呈现明显降低趋势。

关键词:内幕交易;知情交易概率;股权分置改革;EKOP模型

JEL分类号:G10;G14;G30

引言

近年来,尽管证券监管当局将打击内幕交易作为执法工作的重点,但内幕交易、利益输送和市场操纵等市场违规行为依然频频曝光。市场中利用上市公司并购重组信息进行内幕交易的案件时有发生,内幕信息知情人范围呈扩大趋势,金融机构从业人员(包括基金经理和证券分析师)的“老鼠仓”交易行为更是“前仆后继”,市场操纵和上市公司高管违规交易案也呈现高发态势^①。也因此,市场的内幕交易行为在成为市场监管重点的同时也成为学术研究的热点。部分学者研究认为:股改之后,上市公司大股东和机构投资者参与内幕交易的可能性会变大,由此可能导致全流通下市场中的内幕交易行为将更为严重。李心丹、宋素荣、卢斌和查晓磊(2008)基于“犯罪经济学”研究框架和问卷调查研究认为:全流通下内幕交易比股权分置改革时期更加严重,如何有效防范大股东和机构投资者利用信息优势、资金优势、控制权优势进行内幕交易将是全流通下监管防范面临的主要挑战。已披露的诸多违规行为和既有的研究成果让我们对股权分置改革后我国股票市场中的内幕交易充满忧虑和疑问。那么,全流通之后,市场的内幕交易(知情交易)

作者简介 蔡庆丰:经济学(金融学)博士,厦门大学金融系教授,博士生导师,哥伦比亚大学商学院金融系访问学者,主要研究方向为金融市场与机构投资者。

陈娇:厦门大学金融系硕士研究生,主要研究方向为机构投资者与公司治理。

郝凯:厦门大学金融系研究生,主要研究方向为机构投资者与公司治理。

*基金项目:本文得到国家自然科学基金青年项目71103150、国家自然科学基金面上项目71373219和中央高校基本科研业务费专项资金的资助。

①2012年,全年共受理证券期货违法违规线索380起,比上年增长31%;新增案件调查316起,增长21%。

是否真如学者所研究的那样会加剧?伴随着这几年中国股市的跨越式发展,以开放式基金为代表的机构投资者实现了爆炸式增长,中国股票市场投资主体也随之迅速机构化。如果我们忽略股票市场上那些既不具备信息优势也不具备资金优势的个人投资者的话,那么股票市场在某种程度上可视为一个由机构投资者和公司高管这两类代理人主导的市场。而作为市场中最为主要的内幕信息知情人,机构投资者和公司高管的持股行为会对股票的知情交易概率产生怎样的影响?

既有的研究往往更多的是关注公司股票的某些特征(如买卖价差、波动性、活跃程度以及收益率)和知情交易概率之间的关系,而对上市公司本身特征与知情交易之间的研究较少。那么,怎样的公司更容易引发知情交易而具有较高的信息风险呢?对于近年来频繁曝光的机构投资者和公司高管的市场操纵行为和内幕交易丑闻,是否能利用金融学的模型和实证方法从市场交易数据中找到证据呢?此外,对信息风险的直接测度需要用到高频数据,而关于信息风险模型的参数估计往往需要较长的运算时间,也因此,国内既有的研究普遍存在着样本观测值不足、时间区间较短(多数既有研究的时间区间在一年或一年以下)的缺陷,而这又导致无法进一步利用回归分析等技术手段对我国股票市场的内幕交易问题进行更为深入系统地研究,这也使得既有的研究结论在普遍性上可能会有所欠缺。对此,我们将搜集足够多的样本,对尽可能长的时间区间(2004年第3季度至2009年第2季度)进行回归分析,有效地检验公司知情交易严重程度和上述变量之间的关系,以使结果具有普遍性,并且本文所选择的样本区间也可以对中国股市股改前后的信息风险水平是否改善进行检验。文章剩余的部分安排如下:第一部分是国内外相关文献综述;第二部分描述数据和样本;第三部分对PIN估计结果汇总,进行横向和纵向比较;第四部分进行进一步的分位数回归分析;第五部分是对文章的总结以及由此获得的政策启示。

一、文献综述

1. 国外文献综述

所谓的内幕交易又称知情交易,是指内幕信息知情人或非法获取内幕信息的人,在内幕信息公开前买卖相关证券,或者泄露该信息,或者建议他人买卖相关证券的行为。学术界通常用信息不对称(信息风险)来反映知情交易的严重程度。20世纪70年代,学术界大多采用一些替代变量对信息不对称(信息风险)进行间接测度,进而反映出股票知情交易的情况:Baghot (1971)首先将买卖价差作为信息不对称的简单测度;Benston 和 Hagerman (1974)则将非系统性风险作为信息不对称或知情交易的替代变量;Stoll (1978)和 Stoll (1989)则将换手率作为信息不对称(信息风险)或知情交易的替代变量。

Easley 等(1996)最早提出直接测度知情交易严重程度的模型(后文简称为EKOP模型),该模型建立在Easley 和 O'Hara (1987)、Easley 和 O'Hara(1992)的序贯交易模型基础之上,以逐笔交易的混合分布方法实现了对知情交易严重程度的直接测度,由此提出了经典的知情交易概率——PIN(Probability of Informed Trading)模型(EKOP模型)。在同一篇文章里,他们还利用NYSE的交易数据,估计了每只股票的PIN的大小,发现交易活跃的股票PIN较低,交易不活跃的股票PIN较高。

此后,知情交易概率PIN成为衡量信息风险(信息不对称)大小的经典指标,并被广泛应用于解决证券市场微观结构中的各种问题:Brockman 和 Chung (2000)对香港证券交易所的股票进行研究,发现较高的PIN会导致较高的买卖价差,他们还发现:成交量越大的股票,PIN越小;Easley 等(2002)对信息风险是否为资产收益的决定因素进行了实证研究,他们利用EKOP模型估计出信息风险,结果发现除了Fama 和 French(1992)三因子之外,信息风险确实对资产收益有显著为正的影响;Aktas 等(2007)利用EKOP模型研究了公司发生兼并收购事件前后信息风险的变化,发现信息风险在公司发布兼并收购事件前趋于下降,而在公司发布兼并收购事件后趋于上升;Aslan 等以NYSE和AMEX1983-1999年间的股票数据为样本,研究

了公司特征与股票信息风险之间的关系,发现规模较小的公司、较年轻的公司、具有更多内部人持股或机构持股的公司、具有更少的金融分析师追踪的公司、托宾 Q 较低的公司以及换手率较低的公司股票具有较高的信息风险。Chen和Zhao(2012)研究了知情交易概率(PIN)与动量现象的关系,发现PIN不仅能够预测动量效应,而且PIN越高,动量效应越显著。作者随后又进一步验证了即使存在信息不确定(Information Uncertainty),知情交易与动量效应的正相关性仍然成立。Hwang等(2013)以内含股权资本成本(ICOE)作为股票预期收益率的替代变量,并对PIN指数进行修正,研究了信息风险是否能够反映资产收益率,研究得出修正的PIN指数与ICOE显著正相关,而且对于处于信息环境相对较差的公司而言这种关系更为明显。

2.国内相关研究评述

股权分置改革以来,内幕交易(知情交易)也日渐成为国内学术界研究的热点问题:在新近的研究中,李心丹等(2008)对中国股票市场的内幕交易行为进行了基于犯罪经济学的问卷调查,运用基于贝叶斯估计的结构方程模型,对影响内幕交易的动机进行了实证研究。对于内幕交易严重程度的量化分析,许多学者用一些替代变量(如交易量、累计超额收益率以及股价的异动等等)来间接地测度股票内幕交易的严重程度。晏艳阳和赵大玮(2006)以45家进行股改的公司作为研究样本,分别考察了股权分置改革公告前后以下三个指标的变化情况:(1)累积超额收益率的波动;(2)相对交易量的变化;(3)公告效应和内幕交易效应,他们的实证结果表明我国股权分置改革中存在比较严重的内幕交易行为。与此相似的研究还有:傅勇和谭松涛(2008)对1104家上市公司的股改情况进行了研究,发现机构持股比例较大的公司股改方案制定的对价水平较低,并且,机构投资者对股改方案赞成的比例越高,股票在股改前10个交易日获得的累计超额收益率越高,而公司特征的影响并不显著。余佩琨,李志文和王玉涛(2009)以累积超额收益率为指标,考察了2007年6月到2008年12月沪市844个样本观测值的知情交易情况,他们发现利好消息公布前,机构投资者增加仓位,其仓位变化与股票收益率正相关,而个人投资者则相反,这表明了机构投资者能够通过知情交易获得更高收益。为了弥补间接测度可能带来的不精确,国内学者多是应用EKOP模型从股票分笔成交的高频数据中提取信息,对知情交易的严重程度进行直接测度。杨之曙和姚松瑶(2004)对2002年7月1日至2003年6月30日一年间上交所的60支股票进行实证研究发现成交量大的股票具有较低的PIN,并且他们研究指出PIN是我国股市买卖价差的显著决定因素之一。李朋和刘善存(2006)对2003年7月1日至2004年6月30日一年间上证50中的45只股票的PIN与买卖价差之间的关系进行了实证研究,发现PIN对买卖价差具有显著的正向影响。韩立岩等(2008)对2004年间上交所的66支股票进行的实证研究发现我国股市的PIN与股票收益率呈显著的负相关关系。张宗新(2008)运用EKOP模型对111支股票进行实证研究发现上市公司许多重大事件背后都隐藏着基于私人信息交易的行为。沈冰等(2012)以2009年间进行了重组、高转送、业绩预增和预亏的118家上市公司为样本,利用EKOP模型估计出PIN,从机构投资者资金流向的角度验证了机构投资者是知情交易的主要参与者与受益者,并且知情交易者对于利好信息比利空信息更为看重。而与上述文献研究结果不同的是,马金峰和刘善存(2013)利用扩展的EKOP模型计算出样本股票公告前后信息性交易概率(AdjPIN),发现相对于公告前,知情交易概率反而更高,作者对此解释为信息不对称不是由于内幕信息引起,而是不同投资者对于公共信息的利用程度不同。国内既有的研究往往只就某个较短时间区间进行研究,还没有学者对中国股市的信息风险的演变进行跨期的纵向分析和比较。股权分置改革之后,市场的信息风险是减弱了,还是像一些学者所担忧的那样,反而更为严重呢?本文将采用EKOP模型估计出样本股票的知情交易概率,并对样本股票的内幕交易严重程度进行了直接测度,在此基础上运用分位数回归方法进一步分析机构持股、高管持股以及公司其他特征对知情交易概率的影响。

二、数据和样本

1. 高频数据的处理^①

本文所用高频数据的字段包括每笔交易的日期时间、成交价、成交量、成交额、买1至买3的价和量、卖1至卖3的价和量、买卖发起的方向^②。根据模型的性质,我们只采用连续竞价(9:30至11:30和13:00至15:00)的交易数据。本文用到的其他数据如无特别说明,均来自Wind数据库。本文主要使用SAS 9.1和Matlab R2008a进行数据处理。

2. 买卖方向(B和S)的判断

EKOP模型的估计的输入值是每个交易日中出现了多少个买单(B)和卖单(S),而大部分交易数据不提供交易的买卖方向。因此,我们需要判断一笔交易是由买方发起还是由卖方发起,然后才能对一个交易日的B和S的频数进行汇总。对此,国外学者在利用报价驱动市场(Quote Driven Market)的数据进行研究时通常采用Lee and Ready(1991)的买卖判断准则自行判断买卖发起方向。基于Lee and Ready(1991)的判断准则,并结合中国市场的实际情况,我们制定了买卖方向的判断准则^③。

$$\left\{ \begin{array}{l} cp_n > \frac{ask1_{n-1} + bid1_{n-1}}{2} \text{ 则视为 } B \\ cp_n < \frac{ask1_{n-1} + bid1_{n-1}}{2} \text{ 则视为 } S \\ cp_n = \frac{ask1_{n-1} + bid1_{n-1}}{2} \left\{ \begin{array}{l} cp_n > cp_{n-1} \text{ 则视为 } B \\ cp_n < cp_{n-1} \text{ 则视为 } S \\ \text{如果 } cp_n = cp_{n-1} \text{ 则向前推一笔, 将 } cp_n \text{ 与 } cp_{n-2} \text{ 比较} \\ \text{以此类推} \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (1)$$

其中: cp 代表成交价, $ask1$ 代表卖1, $bid1$ 代表买1, 下标 n 代表第 n 笔交易。

3. 时间区间的选取

作者获得2004年3季度至2009年2季度共5年的股票高频数据,我们将数据平均分为5个时间区间,即:2004年第3季度~2005年第2季度、以此类推至2008年第3季度~2009年第2季度,由此每个时间区间的跨度均为1个年度^④。本文的时间区间划分方法和日历年度有所不同,对此,我们将所使用的所有财务变量都根据上述区间划分方法进行了相应调整^⑤。这一时间区间的选取,也包含了股权分置改革时期,我们可以考察市场信息风险在股改前后的变化。

4. 股票样本的筛选和分组

我们认为,机构投资者和公司高管是市场中最为主要的内幕信息知情者,本文拟分析这两类内幕信息

① 本文的股票分笔数据来源于飞狐分析师软件。

② 用B和S表示买卖方向。B代表买方主动发起的交易,S表示卖方主动发起的交易。数据中2008年第3季度到2009年第二季度的数据中包含买卖发起方向(分别用B和S表示),而其他时间区间的数据并不包含买卖方向,需要自行判断。

③ 我们抽取了2008年第3季度到2009年第二季度的60支股票的数据进行测算,发现13560370笔交易记录中,有13108670笔交易记录的买卖方向与原始数据中的买卖方向相匹配,匹配率达96.67%。因此我们认为,可以用这种方法判断买卖方向。

④ 大部分股票一年有242个左右的交易日,Easley等(1997b)的研究表明只需要60个交易日的数据就可以充分获得EKOP模型的可靠参数估计值。

⑤ 以2004年第三季度~2005年第二季度为例:该时间区间内的换手率为2004年7月到2005年6月每个月的换手率之和,公司市值为每个月末市值的平均值;股票振幅为该区间里约242个交易日日收益率的标准差;roa为2004年年度roa减去2004年上半年的roa再加上2005年上半年的roa;其他变量也有类似的处理方式,使得变量能反映所在时间区间内的情况。

知情人的持股行为对股票信息风险的影响。基于这一研究思路,本文对沪深两市 2004 年至 2009 年间各年度的股票样本进行筛选和分组。具体方法如下:将所有 A 股上市公司股票分别按基金持股比例和高管持股比例进行排序;选出分别代表了基金持股比例与高管持股比例的两者皆高,前者低后者高,前者高后者低,两者皆低的四种类型的股票(详见图 2)。由于基金持股比例和高管持股比例每年都会变化,因此在每个时间区间内都进行了四种类型样本的筛选,一共选出了 4 类乘以 5 个年度,共 20 组的样本^①。

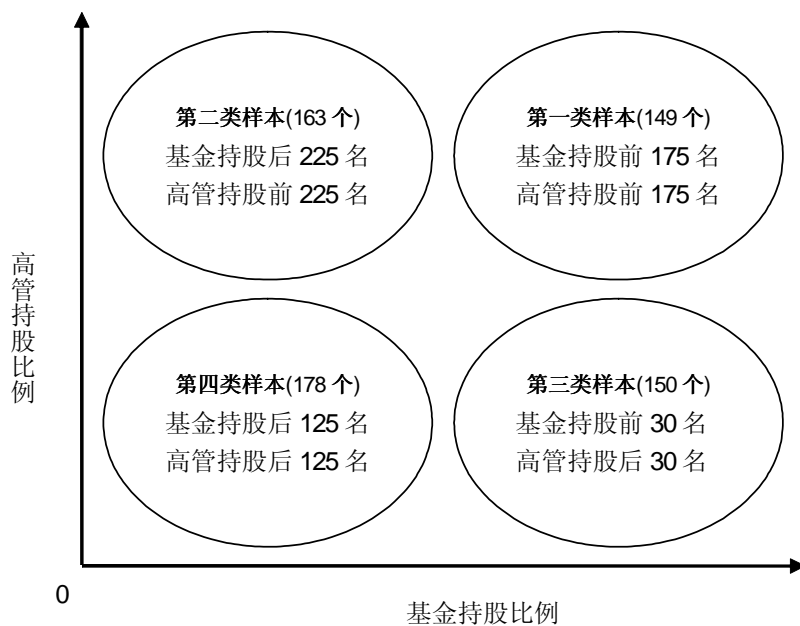


图 1 股票样本的选取方法

三、基金持股、高管持股与知情交易概率:基于 PIN 估计的分类和跨期比较

PIN 表示知情交易者的订单到达率占有所有订单到达率的比重,这一指标可以反映股票知情交易的严重程度。我们利用股票分笔成交的高频数据对样本股票的 PIN 进行估计。

1. PIN 的参数估计

我们首先对每个时间区间内的基金持股比例和高管持股比例排序,按照上文提及的方法筛选出样本股票;从高频数据库中提取出样本股票对应时间区间内的分笔成交数据(剔除集合竞价的数据);由于大部分时间区间内原始数据不含买卖方向,我们运用等式(1)对买卖方向进行判断,在每一笔成交数据中生成新字段“买卖方向”(用 B 和 S 表示);我们对一个交易日内共有多少个 B 和 S 进行汇总,并将汇总结果按矩阵形式逐日输出,得出 B 和 S 的参数矩阵,在此基础上运用极大似然函数估计出知情交易概率 PIN 值^②。

2. PIN 估计结果的分类汇总

①根据 A 股上市公司所有股票的具体情况,本文反复斟酌了样本分类方法,使得平均每组样本大约有 30 支股票,整个样本有 4 类乘以 5 个年度,共选取了 640 支股票。在估计参数的过程中,为了尽可能避免数值最大化过程产生角点解(Corner Solution)时参数估计的误差问题,我们对每只股票都代入参数空间中的许多不同的初始值来求该最大化问题,以便对于每只股票都找到全局最优解。这也使得 EKOP 模型的参数估计需要耗费大量时间。因此,在样本的选取上,我们在保证有足够样本进行分析的前提下,尽量有针对性的选取样本,提高效率。本文对初始值的选取采用 Yan and Zhang(2006)提出的方法。

②由于篇幅限制,具体过程可参见 Easley 等(1997a, 1997b)。

上文提到我们将样本分为4类乘以5个年度,共20组。表1列示了每组样本所估计的 *PIN* 的平均值^①。我们先来直观地查看每组 *PIN* 的估计结果(详见表1)。

表1 *PIN*估计结果分类汇总

股票分类	2004Q3~ 2005Q2	2005Q3~ 2006Q2	2006Q3~ 2007Q2	2007Q3~ 2008Q2	2008Q3~ 2009Q2	分类 平均值
基金持股多 高管持股多	0.227697	0.222233	0.200043	0.177637	0.174781	0.200478
基金持股少 高管持股多	0.170681	0.206358	0.207948	0.162965	0.150544	0.179699
基金持股多 高管持股少	0.191263	0.215511	0.201413	0.144562	0.141252	0.178800
基金持股少 高管持股少	0.17985	0.165497	0.206003	0.128002	0.128778	0.161626
年度 平均值	0.192373	0.202400	0.203851	0.153292	0.148839	

(1)分类横向比较

表1的第7列,即分类平均值报告了每个类型股票的 *PIN* 估计结果的汇总平均值。我们可以发现:第一类股票即基金和高管持股比例均较高的股票的平均的 *PIN* 值最高(0.200478),而第四类股票即基金和高管持股比例均较低的股票的 *PIN* 值最低(0.161626)。第二类 and 第三类股票即或者基金持股比例低但高管持股比例高,或者基金持股比例高但高管持股比例低的股票的 *PIN* 平均值处于中间水平。另外,对照基金持股比例低的股票(第二类加上第四类股票),基金持股比例比较高的股票(第一类加上第四类股票) *PIN* 均值较高;对照高管持股比例低的股票(第三类加上第四类股票),高管持股比例比较高的股票(第一类加上第二类股票) *PIN* 均值较高^②。

(2)跨期纵向比较

表1的第6行即年度平均值列示了每个时间区间样本股票 *PIN* 估计结果的平均值。我们可以发现2004年3季度至2007年2季度的三个时间区间内的 *PIN* 估计值都较高(0.2左右),而接下来的两个时间段内的 *PIN* 值较低(0.15左右)。其可能的原因是,前三个年度是股权分置改革频发的年份,所对应的知情交易概率较高;后两个年度股改基本完成,信息风险得到改善^③。

根据以上的分析,我们可以获得一些直观的结论:基金和高管持股比例均和股票的知情交易概率呈正相关关系,基金和高管持股比例高的股票具有较高的 *PIN*,引发知情交易的概率较高。从时间上来看,样本股票的 *PIN* 随时间下降。总的来说,20组样本的 *PIN* 的平均值从表格的左上方向右下方呈递减趋势。

四、基金持股、高管持股与知情交易概率:基于分位数回归的分析

上文我们对 *PIN* 的估计结果进行了分类汇总,但是仅仅以分组均值的大小作为依据来分析 *PIN* 与其他变量的关系是远远不够的。因此,在下文,我们构建了计量分析模型,添加控制变量对 *PIN* 进行分位数回

①例如表中第二行第二列的数值是2004年3季度至2005年2季度第一类(基金持股比例高并且高管持股比例高)股票 *PIN* 估计结果的平均值。

②我们对这四类样本的 *PIN* 均值作了检验,Welch F统计量的值为9.515994,对应的P值接近于0,说明这四类样本的 *PIN* 均值在统计上存在着显著的差别。

③我们对这5个年度样本的 *PIN* 均值作了检验,Welch F统计量的值为20.80125,对应的P值接近于0,说明这五个年度样本的 *PIN* 均值在统计上存在着显著的差别。由于分组数目较多,不一列出检验结果。

归,更为精确地考察 *PIN* 的影响因素。

1. 回归使用的变量描述

我们用 *PIN* 代表公司的知情交易严重程度,并作为因变量进行回归分析。本文的时间跨度为 5 个年度,分为 5 个小的时间区间,每个时间区间内有 4 个季度。我们计算出每只股票在这 4 个季度基金持股比例的平均值,代表这个时间区间内基金持股的情况,并记为变量 *ins_hold*。考虑到高管持股的数据是年度数据,如 2004 年末正好是相应的时间区间的中点,因此我们直接用高管持股的年度数据来描述相应时间区间内高管持股的情况,并记为变量 *ex_hold*^①。考虑到股权分置改革给股票 *PIN* 带来的影响,本文引入了虚拟变量 *gugai*。如果该上市公司在相应的时间区间内披露了股权分置改革的董事会预案,则 *gugai* 等于 1,否则为 0^②。另外,考虑到我国 A 股市场的行情在这 5 年间曾经大起大落,各年的具体情况不尽相同,因此我们还引入了 4 个时间虚拟变量。

表 2 变量的统计描述

变量	描述	均值	标准偏差	中位数	最小值	最大值
<i>PIN</i>	知情交易概率	0.18	0.07	0.17	0.00	0.52
<i>ins_hold</i>	所有基金持股/流通股	0.10	0.07	0.10	0.00	0.60
<i>ex_hold</i>	所有高管持股/流通股	0.27	0.63	0.00	0.00	3.40
<i>age</i>	2009-6-31 时公司年龄	10.62	4.84	9.55	0.69	28.74
<i>asset</i>	公司的总资产	4.8E+07	2.8E+08	1.3E+07	1.4E+06	5.3E+09
<i>roe</i>	净资产收益率	0.03	0.77	0.10	-14.10	1.05
<i>roa</i>	总资产收益率	0.07	0.14	0.07	-1.58	0.62
<i>cap</i>	市值	8.8E+09	3.4E+10	2.0E+09	1.6E+08	5.0E+11
<i>turnover</i>	换手率	653.01	455.79	549.33	57.08	2991.00
<i>stdev</i>	振幅	1.40	1.12	0.99	0.25	8.96
<i>sag</i>	销售增长率	0.30	0.57	0.21	-0.74	5.86
<i>prog</i>	利润增长率	-0.57	9.39	0.18	-143.95	116.07
<i>Q</i>	托宾 <i>Q</i>	217.76	290.83	161.96	15.20	5864.00

另外,本文还添加了换手率、公司大小以及增长率等其他公司特征作为控制变量。其依据如下:(1)就规模以及公司盈利能力(总资产收益率和净资产收益率)而言,沈冰,冉光 and 盛嘉帆(2012)在其研究中指出:公司的盈利能力与 *PIN* 正相关,公司的经营业绩越好,越容易引起知情交易概率的提高。而公司规模则与 *PIN* 负相关,公司规模越大,知情交易程度越低,原因主要在于公司规模越大,越容易受市场的关注,其私有信息越容易被市场发掘和传播,因而知情交易发生的概率越小。(2)就公司年龄、增长能力(利润增长率和销售增长率)、托宾 *Q* 而言,Aslan 等(2008)研究表明 *PIN* 与公司年龄和托宾 *Q* 负相关,而与增长能力正相关。

变量的统计描述见表 2,为节省篇幅,虚拟变量未列在表中。

①所谓基金持股比例和高管持股比例是指基金或高管持股占公司流通股的比例。由于中国 A 股上市公司的股票分为流通股和非流通股,样本中部分股票 *ex_hold* 的值大于 1,本文的样本中保留了这些股票。

②样本中共有 106 家公司在相应的时间段内宣布了股权分置改革的董事会预案。

表3 回归结果及稳健性检验

分位数回归	OLS回归			稳健性检验	
	T=0.25	T=0.5	T=0.75		
<i>C</i>	0.11467 (2.44)**	0.11691 (4.91)***	0.10233 (3.30)***	0.3183 (3.59)***	0.32264 (4.45)***
<i>ins_hold</i>	0.000286 (1.02)	0.00043 (3.37)***	0.00049 (2.69)***	0.09922 (2.32)**	0.07896 (1.86)*
<i>ex_hold</i>	0.00399 (1.39)	0.00389 (2.63)***	0.00651 (3.36)***	0.01657 (3.42)***	0.01467 (2.98)***
<i>logturnover</i>	-0.0043 (-1.24)	-0.00547 (-3.16)***	-0.00422 (-1.72)***	-0.01662 (-3.01)***	-0.01163 (-2.09)**
<i>gugai</i>	0.00095 (0.16)	0.00389 (1.28)	0.0097 (2.52)**	0.02471 (2.46)**	0.02825 (3.83)***
<i>logage</i>	-0.0038 (-0.92)	-0.00188 (-0.90)	-0.00422 (-1.59)	-0.00438 (-0.65)	0.00195 (0.29)
<i>roa</i>	4.85E-04 (0.49)	4.5E-04 (0.67)	2.9E-04 (0.32)		0.03188 (1.46)
<i>roe</i>				0.00296 (0.86)	
<i>logasset</i>	-0.00221 (-1.28)	-0.00143 (-1.58)	4.55E-04 (0.04)		-0.00418 (-1.41)
<i>logcap</i>				-0.003 (-1.04)	
<i>sag</i>	-3.45E-06 (-0.16)	8.06E-06 (0.51)	-1.41E-07 (-0.01)		-0.00069 (-0.13)
<i>prog</i>				0.000282 (0.97)	
<i>stdev</i>	-5.46E-06 (-0.29)	2.77E-04 (3.00)***	3.37E-04 (2.59)**	0.0035 (1.18)	0.00938 (3.53)***
<i>Q</i>	-2.11E-06 (-0.20)	-6.86E-07 (-0.12)	4.22E-06 (0.54)	1.3E-05 (0.74)	-6.4E-06 (-0.35)
<i>y04</i>	0.01682 (2.85)***	0.00799 (2.43)**	0.01174 (2.57)**	0.02804 (2.63)***	
<i>y05</i>	0.01876 (2.70)***	0.00981 (2.70)***	0.00687 (1.49)	0.0355 (2.96)***	
<i>y06</i>	0.02618 (4.18)***	0.01886 (6.15)***	0.01684 (4.07)***	0.05273 (5.3)***	
<i>y07</i>	0.00487 (0.90)	-0.00091 (-0.33)	-0.00889 (-2.34)**	-0.00174 (-0.2)	
<i>t</i>					-0.00976 (-3.75)***
样本	587	587	587	587	587
F统计量				9.52***	9.51***
伪 R^2 (修正 R^2)	0.1341	0.1227	0.1020	0.1691	0.1378

注: 括号内为t值*, **, ***分别代表在10%, 5%, 1%的显著性水平下显著。

2. 回归分析及其结果

为了消除异方差和共线性,提高回归的精确度,我们对一些变量取自然对数。其中,对PIN、公司年龄取对数时,采取+1再取对数的做法。剔除少数PIN估计无法收敛,以及数据不全的公司,一共使用587条观测值进行分位数回归(Quantile Regression)^①。这一回归方法的优点在于其估计结果受误差项分布的影响较小,估计结果更加稳健,同时可以考察解释变量在不同水平下受被解释变量的影响程度。限于文章篇幅,我们仅报告25%、50%和75%三个分位值的回归结果,回归结果参见表3。同时我们也给出经典最小二乘法的估计结果作为稳健性检验。表中括号里的数是系数的t值,*、**、***分别代表系数在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

3. 回归结果分析:

从不同分位数回归结果来看,各变量系数的方向是一致的,但系数绝对值存在着一定的差异,这表明知情交易概率即PIN值位于不同分位层次的上市公司,机构持股和高管持股对公司的知情交易行为的影响存在差异:对于PIN值较低即信息风险较小的上市公司,机构持股和高管持股对公司股票的知情交易概率本身就影响不大,但对于PIN值较大即信息风险较大的上市公司,机构持股和高管持股则是引发公司股票知情交易的主要因素。

(1)当分位值超过30%,变量 ins_hold 和 ex_hold 均在1%的显著性水平下显著为正,并且这种正向的影响力随着上市公司知情交易概率的提升而增加。变量 ins_hold 的系数在1%的显著性水平下显著为正,说明基金持股比例和股票的知情交易概率存在显著的正相关关系;变量 ex_hold 的系数在1%的显著性水平下为正,这说明公司高管持股比例和股票的知情交易概率存在显著的正相关关系。这意味着作为市场中最为主要的内幕信息知情人,机构投资者和公司高管的持股行为会加剧股票的知情交易概率。与普通的中小投资者相比,机构投资者具有信息优势,这种优势除了来自其拥有专业的研究人员可以对市场公开信息进行搜集处理外,还来源于机构投资者的研究人员可以从对上市公司的实地调研和与上市公司相关人员的走访交流而获得一些未公开的内幕信息,由此机构投资者的某些交易行为可能就是知情交易行为。此外,金融从业人员的“老鼠仓”行为一直以来都是市场公开的秘密,机构投资者所持股票或者源于卖方分析师(即券商研究员)的推荐或者源于基金经理和买方分析师(即基金研究员)的遴选,而这些知情交易者可能在机构持股之前买进股票(这就是所谓的“老鼠仓”行为),这会直接加剧股票的知情交易概率。而对于公司高管,他们本身就掌握着公司的所有内幕信息,尽管各国证券法都严格限制公司高管的市场交易行为,但是公司高管可以将内幕信息透露给亲戚朋友及其他利益相关方,而後者的交易行为会直接加大公司股票的知情交易概率,提高股票的信息风险。而公司高管持股比例越高,意味着他们对股价水平越重视,希望股价越高越好,而股价水平的抬拉往往需要主力资金(包括公募基金和私募基金)的配合。在现实中,公司高管往往通过给主力资金事先透露内幕消息作为补偿,让其提前建仓后再拉抬股价,主力建仓在上市公司公开披露信息之前的交易行为就是一种知情交易,由此,高管持股比例越高往往会加剧该股票的知情交易概率。

(2)变量 $logturnover$ 的系数在1%的显著性水平下显著为负。这说明换手率低的公司相对来说有着较高的PIN。也就是说,相比之下交易不活跃的股票内幕交易较为严重。市场交易活跃的股票定价更为合理,信息的传递更有效率。而交易不活跃的股票信息不对称的程度较高,知情交易概率较大。对于这点,既有的研究中杨之曙和姚松瑶(2004),韩立岩、郑君彦和李东辉(2008)的研究也证明了这个结论。

(3)分位值为75%时,虚拟变量 $gugai$ 的系数在5%的显著性水平下显著为正。披露股权分置改革董事会预案的股票有着较高的知情交易概率。股权分置改革对一个公司的影响巨大,筹划进行股权分置改革

^① EKOP模型的参数估计存在少数股票无法收敛的情况。Easley等(2002)对20000多组数据进行参数估计,最终有716组未能收敛。

的公司有着较多的内幕信息,特别是对于那些信息风险较大的公司,利用股改内幕信息进行知情交易的可能性较大。对于这一研究结论,晏艳阳和赵大玮(2006)和傅勇和谭松涛(2008)以累计超额收益率作为内幕交易间接测度指标所进行的研究也得到了相似的结论。此外,我们也发现虚拟变量 $y04$ 、 $y05$ 、 $y06$ 的系数在 5%(或者 1%)的显著性水平下显著为正,回归结果也论证了样本股票的 PIN 水平呈下降趋势。这一研究结果并不像许多学者所担心的那样,在全流通市场环境下,市场知情交易会加剧。

(4)在既有研究中,攀登和施东晖(2006)发现一些公司特征对知情交易概率有显著的影响。傅勇和谭松涛(2008)对进行股改的公司的研究表明公司特征对股改公告日前后的内幕交易的影响不显著。而在我们的样本中,并没有找到证据表明公司的其他特征,如年龄、盈利能力、增长能力及规模等与公司 PIN 有显著的关系。股票波动性对公司 PIN 的影响虽然显著,但是不够稳健。其可能的原因是,机构持股比例以及高管持股比例对一个公司的知情交易概率起到了决定性的影响,公司的其他一些特征的影响并不明显,而这也符合市场的现实——上市公司的题材炒作以及由此引发的知情交易往往更多地取决于机构的意图,各种特征的公司都可能成为内幕交易的目标^①。

3. 稳健性检验:

我们用变量 roe 代替变量 roa 、用公司市值代替公司总资产、用公司利润增长率代替公司营业收入增长率进行稳健性检验。其结论与原先保持一致:变量 ins_hold 、 ex_hold 、 $logturnover$ 、 $gugai$ 以及年度虚拟变量的系数大小和显著性与原模型相似。这说明原模型得出的结论是稳健的。稳健性检验的结果见表 3 的第五列。

为了进一步说明样本股票的 PIN 水平如何随时间变化,我们用时间趋势变量 t 代替年度虚拟变量进行回归,回归结果见表第六列。变量 t 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负,说明随着时间的推移,样本股票的 PIN 得到改善。

4. 实证分析小结

在本文的第三部分,我们对 PIN 的估计结果进行汇总比较,首先在统计描述上得到了结论:基金持股和高管持股较多的股票 PIN 值较大。然而,这样的实证方法并不能控制其他因素对 PIN 的影响。因此在第四部分,我们对影响 PIN 的因素进行了进一步地验证。我们在回归模型中考虑的因素有:基金持股比例、高管持股比例、股票本身的特征(换手率和振幅)、公司特征(是否进行股改、年龄、大小、增长率、收益率、托宾 Q 值)以及时间趋势。回归结果表明:基金持股较多、高管持股较多、交易不活跃、正在进行股改的公司具有较高的知情交易概率(并且结果稳健),可能存在着较为严重的内幕交易。

五、结语及其启示

与中小投资者相比,公司高管和机构投资者在市场中占据有信息优势,属于知情交易者,容易引发内幕交易。本文选取股权分置改革前后的 2004 年第三季度至 2009 年第二季度作为研究区间,通过从该时期股票分笔成交高频数据中挑选出 640 股票年度的样本进行分析,运用经典的 EKOP 模型估计出股票的知情交易概率,在此基础上运用分位数回归方法检验了基金持股、高管持股以及公司其他特征对知情交易概率的影响。我们研究发现:1、机构持股和公司高管持股比例较大的股票具有较大的知情交易概率,存在较大的内幕交易可能性;2、上市公司在股改期间存着较大的知情交易概率,内幕交易的可能性较大,但可喜的是股权分置改革之后,市场的信息风险呈现明显降低趋势。

我们研究发现:从各组样本股票的知情交易概率看,中国资本市场的信息风险出现了明显的改善,这

^①攀登和施东晖(2006)的回归模型中并没有考虑机构持股比例和高管持股比例的影响,并且他们估计出的样本知情交易概率的均值高达 0.5,似乎不符合现实(大多数文献的知情交易概率均值在 0.2 附近)。

是中国资本市场日趋成熟,市场监管日趋完善的一个表现。但我们也必须清醒地认识到:市场操纵、内幕交易和“老鼠仓”等知情交易行为在“新兴加转轨”的中国资本市场上依然存在。由此,尽管我们的研究结论颇为乐观,表明中国的知情交易股改后有所减弱,市场信息风险明显改善,但加强对市场知情交易的立法和监管依然任重道远。而我们要在这里特别强调的是,加快监管立法只是对内幕交易实施监管的外在形式,而监管精神是真正体现在内幕交易行为实施后监管当局对它的调查及惩处,即关键是在执法行动的力度。也就是说,法律的效率重要在于执行,而不仅仅在于制订。Bhattacharya 和 Daouk(2002)发现各国禁止内幕交易的执法要比其相应的立法落后得多,而真正对证券市场产生影响的并不是禁止内幕交易的立法措施,而是执法的行动。我们的研究成果也启发我们,监管部门可以更加密切地关注公司内部持股人员以及机构投资者的持仓情况和市场上的交易记录,充分运用现代计算机技术挖掘出内幕交易的蛛丝马迹,进而对破坏市场公平和效率的内幕交易行为进行更为系统全面地监控和查处以进一步维护市场的公平和效率。

参考文献

- [1]傅勇、谭松涛,2008,《股权分置改革中的机构合谋与内幕交易》,《金融研究》第3期,88-102。
- [2]韩立岩、郑君彦、李东辉,2008,《沪市知情交易概率特征与风险定价能力》,《中国管理科学》第2期,16-24。
- [3]李心丹、宋素荣、卢斌和查晓磊,2008,《证券市场内幕交易的行为动机研究》,《经济研究》第10期,65-79。
- [4]李朋、刘善存,2006,《信息性交易概率分解和买卖价差研究》,《南方经济》第2期,13-22。
- [5]马金峰、刘善存,2013,《沪市A股上市公司定期公告对信息性和流动性交易行为的影响》,《系统工程理论与实践》第5期,1099-1106。
- [6]攀登、施东晖,2006,《知情交易概率的测度模型及其影响因素分析》,《管理世界》第6期,18-26。
- [7]沈冰、冉光之和盛嘉帆,2012,《基于机构投资者资金流向的知情交易行为研究》,《财经问题研究》第4期,10-17。
- [8]晏艳阳、赵大玮,2006,《我国股权分置改革中内幕交易的实证研究》,《金融研究》第4期,101-108。
- [9]杨之曙、王松瑶,2004,《沪市买卖价差和信息性交易实证研究》,《金融研究》第4期,45-56。
- [10]张宗新,2008,《内幕交易行为预测:理论模型与实证分析》,《管理世界》第4期,24-35。
- [11]余佩琨、李志文和王玉涛,2009,《机构投资者能跑赢个人投资者吗?》,《金融研究》第8期,147-157。
- [12]Aktas,N.,E.de Bodt,F. Declerck, and H.Van Oppens,2007,“The PIN anomaly around M&A announcements”, *Journal of Financial Markets*,10, pp. 169-191.
- [13]Aslan,H.,D.Easley,S. Hvidkjaer, and M.O'Hara,2008,“Firm characteristics and informed trading: Implications for asset pricing”, Unpublished Working Paper.
- [14]Bagehot, W., 1971,“ The only game in town”, *Financial Analysts Journal* 27, pp. 12-14.
- [15]Benston, G. J., and R. L. Hagerman, 1974, “Determinants of bid-asked spreads in the over-the-counter market”, *Journal of Financial Economics* ,1, pp. 353 - 364.
- [16]Bhattacharya, Utpal and Daouk, Hazem. 2002, “The World Price of Insider Trading.” *Journal of Finance*, 57, pp.75-108.
- [17]Boehmer,E.,J. Grammig, and E.Theissen,2007,“Estimating the probability of informed trading—does trade misclassification matter?”, *Journal of Financial Markets*,10, pp. 26-47.
- [18]Brockman,P.,and D.Y.Chung,2000,“Informed and Uninformed Trading in an Electronic, Order-Driven Environment”, *Financial Review*, 35, pp. 125-146.
- [19]Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara, and J. B. Paperman, 1996,“ Liquidity, information and infrequently traded stocks”, *Journal of Finance*, 51, pp. 1405-1436.
- [20] Easley, D.,N.M.Kiefer , and M.O'Hara,1997a,“The information content of the trading process”,*Journal of Empirical Finance* ,4 ,pp.159-186.

- [21]Easley, D., N. M. Kiefer, and M. O'Hara, 1997b, "One Day in the Life of a Very Common Stock", *Review of Financial Studies*, 3, pp. 805-835.
- [22]Easley,D.,and M.O' Hara,1987,"Price,Trade Size, and Information in Security Markets", *Journal of Financial Economics* , 19, pp. 69-90.
- [23]Easley,D.,and M.O' Hara,1992,"Time and the Process of Security Price Adjustment", *Journal of Finance* ,47, pp. 577-605.
- [24]Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara, 2002, "Is information risk a determinant of asset returns?", *Journal of Finance*, 57, pp. 2185-2221.
- [25]Fama,E.F., and K.R.French,1992,The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance* 47,427-465.
- [26]Lee, C., and M. Ready, 1991," Inferring trade direction from intraday data", *Journal of Finance* ,46, pp. 733-746.
- [27]Lee-Seok Hwang,Woo-Jong Lee,Seung-Yeon Lim and Kyung-Ho Park,2013, "Does Information Risk Affect the Implied Cost of Equity Capital?An Analysis of PIN and Adjusted PIN",*Journal of Accounting and Economics*, 55, pp. 148 - 167.
- [28]Stoll, H., 1978, "The supply of dealer services in securities markets", *Journal of Finance*, 33, pp. 1133-1151.
- [29]Stoll, H. R., 1989, "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests", *Journal of Finance*, 44, pp. 115-134.
- [30]Yan, Y. X., and S.J. Zhang, 2006, "An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading", Working Paper, University of Pennsylvania.
- [31]Yifan Chen and Huainan Zhao,2012, "Informed trading, information uncertainty, and price momentum", *Journal of Banking & Finance*,36,pp. 2095 - 2109.

Abstract: This paper applies the classic EKOP model to estimate the probability of informed trading with the tick data of the chosen 640 stocks from 2004 to 2009. After that, our regression analysis comes to the conclusion that the equity holdings of mutual funds and corporate executives would significantly affect the probability of informed trading, which might cause informed trading; during the non-tradable shares reform period, the probability of informed trading was comparatively high. However, after the reform, the informed trading tends to decline significantly.

Key Words: Insider Trading; Probability of Informed Trading; Non-tradable Shares Reform; EKOP Model